



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사학위논문

공공부문 고용이 지역 노동시장에 미치는 영향

2020년 2월

서울대학교 대학원  
경제학부 경제학전공  
오 수 현

## 국 문 초 록

지역 노동시장에서 새로운 고용이 창출되면 지역 내 재화와 서비스에 대한 수요가 증가하면서 다른 일자리가 생겨난다. 이러한 양의 과급효과는 지역 임금 수준과 물가의 상승을 비롯한 일반 균형 효과에 의하여 상쇄된다(Moretti, 2010). 본 연구는 이러한 점에 주목하여 공공부문 고용의 증가가 지역 노동시장에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 본 논문에서는 지역별 고용조사 2013년에서 2017년까지의 자료를 이용하여 158개의 지역에서 공공부문 고용이 민간부문 노동시장에 미친 영향을 추정하였다. 추정 결과, 공공부문 근로자 수가 100명 늘어날 경우 민간부문 전체 근로자 수는 42명 감소하며 시간당 임금은 상승하는 것으로 나타났다. 공공부문 고용 창출이 늘어나면 임금 협상 과정에서 근로자의 협상력이 상승함에 따라 지역 임금 수준이 높아지고, 이는 노동 수요를 감소시키는 요인이 되기 때문이다. 그러나 부문별 특성에 따라 고용 효과의 크기가 달라지는데 지역 수요의 비중이 낮은 교역재 산업에서는 구축효과가 크게 나타난 반면 비교역재 산업에서는 수요 증대로 인한 고용의 승수효과를 확인할 수 있었다.

주요어: 공공부문 고용, 지역 노동시장

학번: 2017-24919

# 목 차

I. 서론	1
II. 이론적 고찰	5
III. 데이터와 추정방법	10
데이터	10
추정모형	12
IV. 분석 결과	16
민간부문 전체 고용효과	16
산업의 특성별 고용효과	18
민간부문 임금에 미친 영향	21
노동 공급 반응	24
강건성 검증	25
V. 결론	28
참고문헌	30
Abstract	33

## 표 목 차

<표 1> 기초통계량 .....	11
<표 2> 민간부문 총 근로자 수에 미치는 영향.....	17
<표 3> 민간부문 총 전일제 일자리 수에 미치는 영향.....	18
<표 4> 부문별 근로자 수에 미치는 영향 .....	20
<표 5> 부문별 전일제 일자리 수에 미치는 영향 .....	21
<표 6> 시간당 임금에 미치는 영향 .....	22
<표 7> 노동 공급 반응에 미치는 영향 .....	25
<표 8> 민간부문 대졸 이상 취업자 비율에 미친 영향 .....	25
<표 9> 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(O) 부문 고용이 민간부 문에 미친 영향.....	26
<표 10> 민간부문에 미친 영향 (2년 단위 기준).....	28

## 그 립 목 차

[그림 1] 연도별 공공·민간부문 취업자 수.....	2
[그림 2] 지역별 중앙부처 및 공공기관 이전 계획 인원.....	14
[그림 3] 공공부문 고용기여분과 이전 계획인원.....	15

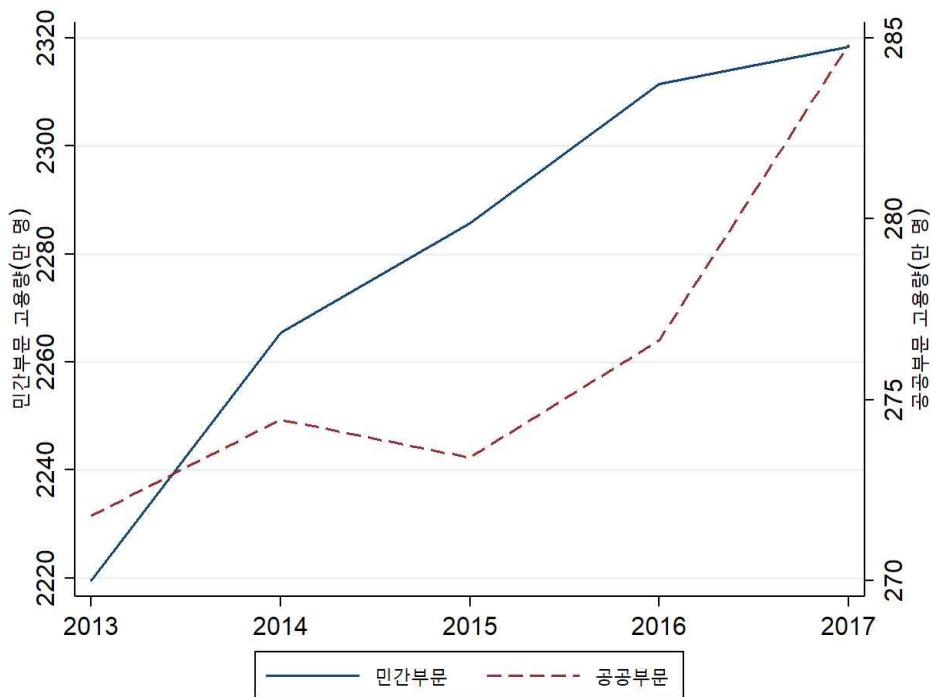
## I. 서론

본 논문은 지역별 고용량을 사용하여 2013년부터 2017년 사이 공공부문 고용량이 민간부문 고용량에 미치는 영향을 추정한다. 공공부문은 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(O), 교육서비스업(P)로 정의한다. 시군 단위를 기준으로 분석한 결과에 의하면, 공공부문 고용이 100명 늘어날 때 민간부문 전체 고용은 약 42명 줄어드는 것으로 나타났다. 이 추정치는 공공부문 고용 창출이 민간부문 고용을 구축하는 것을 의미한다. 그러나 민간부문에서도 산업별 특성에 따라 승수효과가 나타나기도 한다.

지역 노동시장에서 새로운 고용이 창출되면 지역 내 재화와 서비스에 대한 수요가 증가하면서 다른 일자리가 생겨난다. 이러한 양의 과급효과는 지역 임금 수준과 물가의 상승을 비롯한 일반 균형 효과에 의하여 상쇄된다(Moretti, 2010). 본 연구는 이러한 점에 주목하여 공공부문 고용의 증가가 지역 노동시장에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 공공부문 고용과 민간부문 고용의 상호작용은 노동 경제학의 오랜 연구 주제로 공공부문 확대는 즉각적으로 일자리 창출 효과를 가져 오기 때문에 정책당국에게는 매력적인 정책이다. 우리나라와 유럽의 여러 국가에서 노동시장의 활성화 정책의 일환으로 공공부문 일자리 확대 정책을 시행하고 있다. <그림1>을 보면 최근 5년간 공공부문 일자리가 증가하고 있음을 확인할 수 있다.

실제로 최근의 선행 연구에서 공공부문 일자리가 늘어날 때 민간 부문 고용 또한 확대되는 승수효과가 발생함을 제시하였다(Jofre-Monseny, 2018). 한편 정부가 공공부문 일자리를 늘리면 지역 임금 수준이 상승하게 되어 민간부문 일자리 수가 줄어드는 구축효과가 발생한다는 견해도 있으며 다수의 선행연구에서 이를 실증적으로 보이기도 하였다(Algan et al., 2002, Auricchio, 2017). 우리나라의 경우, 행정수도 및 공공기관 이동을 비롯하여 최근 문재인 정부의 임기 내 공공부문 일자리 81만개 창출 공약 등 공공부문 고용 관련 정책적 이슈가 꾸준히 존재해왔다. 공공부

문 고용의 민간부문 구축 가능성과 관련하여 민간부문에 비하여 높은 직업안전성과 적지 않은 생애누적임금과 연금, 우호적인 근로조건 등의 프리미엄을 고려할 때 공공부문의 민간부문 고용에 대한 구축 개연성이 상당히 높다는 우려가 제기되고 있다. 반면 비숙련 노동에 대해서는 공공부문의 근로여건이 우월하지만, 숙련 노동에 대해서는 민간부문에 비해 결코 우월하지 않은 근로여건 및 임금 상황이라는 점을 들어 민간부문에 대한 구축 가능성을 낮게 보는 견해도 있다. 이처럼 공공부문 일자리 확대 정책이 지역 노동시장 내 민간부문 고용에 미치는 영향이 명확하지 않은 만큼 정책 수립에 있어서 비용과 편익에 대한 면밀한 검토가 선행되어야 한다. 그러나 우리나라 노동시장에서 공공부문 일자리 확대가 근로자와 노동시장에 미치는 영향을 분석한 실증 연구는 부족한 실정이다.



[그림 1] 연도별 공공·민간부문 취업자 수

본 연구에서는 2013년과 2017년 사이에 158개 지역에서 공공부문 고용 변화가 민간부문의 고용량, 임금, 근로자 구성 변화 등 지역 노동시장 전반에 미친 영향을 다각도로 살펴보고자 한다.

대다수의 초기 선행 연구에서는 국가 간 비교를 통하여 공공부문 일자리의 민간부문 고용 구축효과를 보였다. Edin & Holmlund (1997)는 OECD 22개 가입 국가를 대상으로 공공부문 고용이 단기적으로는 실업을 해결했지만 장기적인 효과는 나타나지 않았음을 보였다. OECD 국가들을 대상으로 분석한 또 다른 연구로는 Boeri et al. (2000)과 Algan et al. (2002)를 들 수 있다. Boeri et al. (2000)에 따르면 단기적인 관점에서 10개의 공공근로 일자리 확대는 3개의 민간부문 일자리를 감소시키며 Algan et al.(2002)은 공공 일자리가 10개 늘어날 때 민간부문 일자리를 15개 구축하여 노동시장의 총 고용 규모가 줄어드는 결과를 제시하였다. 그러나 이러한 국가 간 비교 연구는 정책을 비롯한 개별 국가의 특성을 완벽하게 통제하지 못한다는 한계점을 가진다. 특정 국가에 한정하여 분석한 최근의 연구는 상반된 결과를 보여주기도 한다. Jofre-Monseny (2018)는 스페인의 사례를 통하여 공공부문 일자리 창출이 민간 비교역 산업의 고용을 늘려서 전체 노동시장에 긍정적인 영향을 가져옴을 발견하였다.

최근의 지역 노동시장 승수효과 연구는 Moretti (2010)가 교역재 부문의 노동 수요 증가가 비교역재 부문과 다른 교역재 부문의 고용에 영향을 미친다는 연구를 발표한 이후 교역재 · 비교역재 부문의 상호작용을 중심으로 진행되고 있다. Moretti(2010)는 미국에서 지역 노동시장에서 제조업의 신규 고용이 한 개 늘어날 때 서비스업을 비롯한 비교역 부문에 1.6개의 신규 일자리가 창출되어 지역 노동시장에서 고용의 승수효과가 존재함을 보였다. Senfleben-König(2014)과 Auricchio(2017)는 Moretti(2010)의 방법론을 차용하여 독일과 이탈리아에서 공공부문 고용이 늘어날 때 민간부문 고용에 약 -0.8 정도의 구축효과를 초래함을 보였다. 한편 영국의 사례를 살펴본 Faggio & Overman(2014)은 공공부문



의 고용 확대에 의한 비교역재 부문의 고용량 증대가 교역재 부문에서의 고용 감소분을 상쇄하여 전체 고용에는 별다른 변화가 없다는 결과를 제시하였다. 공공부문 고용이 민간부문에 미치는 영향에 대한 연구는 주로 고용량에 집중되어 있다. 공공부문 임금의 변화가 민간부문 임금을 미치는 영향을 분석한 연구는 많지만(Afonso et al., 2014) 공공부문 고용의 확대가 민간부문 임금을 미친 직접적인 영향을 분석한 연구는 Senftleben-König(2014)가 유일하다. 국내에서는 공공·민간부문 임금의 관계를 다룬 연구는 임금 격차 요인에 집중되어 있다(허식·이성원, 2007).

본 연구는 공공부문 고용이 민간부문 고용, 임금과 노동공급 반응의 변화에 미친 영향을 추정하고자 한다. 본 연구의 방법론은 Faggio & Overman(2014)을 따르고 있으며, 이 방법론은 지역 노동시장에 공공부문 고용을 늘어나면 임금 수준이 상승하여 노동 공급과 수요에 변화가 생길 것이라는 예측에 기반하고 있다. 본 연구의 결과에 의하면 2013년부터 2017년까지 공공부문 근로자 수가 100명 늘어날 때 민간부문 총 근로자 수는 42명 감소하였으며 고용을 전일제 일자리 수(full time equivalent employment, FTE)로 환산하였을 때 약 180개 감소한 것으로 추정되었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 본 연구에서 제시하는 가설의 이론적 고찰을 소개하고 3장에서는 분석모형 및 분석 자료를 소개하고자 한다. 4장에서는 OLS 추정법과 도구변수 추정법을 사용하여 공공부문 고용의 효과를 추정한 후 이들을 비교하고 몇 가지 강건성 검증을 시행한다. 마지막으로 5장에서는 이상의 분석 결과를 요약하고 연구의 향후 발전방향을 언급한다.

## II. 이론적 고찰

본 장에서는 실증분석에 앞서 공공부문 고용이 민간부문 고용에 미치는 효과를 Mortensen-Pissarides의 매칭모형(Matching theory)을 통해 이론적으로 살펴보고자 한다. 본 장의 이론적 모형은 Pissarides(2001)와 Cahuc et al.(2014)를 토대로 구성하였다. 구인, 구직 매칭함수는 일종의 생산함수로 빈 일자리 수와 구직자 수를 생산요소로 하고 매칭이 성공하여 신규채용이 발생하는 것을 산출물로 표현한다. 즉  $u$ 를 실업자(unemployed),  $v$ 를 빈 일자리(vacancies)라 할 때 산출물  $M$ 은 매칭성공에 따른 신규채용(new hires)에 해당된다. 증가함수이고 1차 동차함수인 매칭함수를 가정하면 다음과 같이 표현된다.

$$M = m(u, v) \tag{1}$$

이 가정 하에 매칭함수를  $v$ 로 나누면  $m(\theta) = m(u, v)/v$ 를 정의할 수 있고 이 값은 매 기간 빈 일자리가 채워지는 확률(job finding rate)을 의미한다. 두 변수의 비율  $\theta = v/u$ 는 공식-실업비율(tightness, 이하 구인배율)로서 이 비율이 높을수록 노동력이 부족하고 따라서 일자리의 기회가 많음을 의미한다. 매칭함수를 토대로 하는 본 모형의 기본 설정은 다음과 같다. 지역 노동시장은 민간부문과 공공부문으로 나누어지는데 민간부문은 교역재 부문과 비교역재 부문으로 분류된다. 근로자는 부문과 무관하게 동일한 임금  $w$ 를 받으며  $q$ 의 확률로 일자리를 잃게 된다. 설명의 단순화를 위하여 경제활동인구 총 수는  $1(=L+L_g+u)$ 로 정규화하고 실업자가 공공부문에 취업할 확률은  $g$ , 민간부문에 취업이 될 확률은  $\theta m(\theta)$ 이라고 하자.

공공부문 내 매칭 과정이 완벽히 효율적이라고 가정하면 매 기간  $gu$ 만큼의 일자리가 창출되고 동일한 크기의  $qL_g$ 에 해당하는 일자리가 소멸

되므로 공공부문에 취업할 확률은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$g = \frac{qL_g}{u} \quad (2)$$

동일하게 민간부문 내 매칭과정의 완벽한 효율성을 가정할 때 (3)을 이용하여 정태적 균형 상태에서의 노동시장 실업률을 다음의 식으로 표현할 수 있다.

$$u = \frac{q(1-L_g)}{q\theta m(\theta)} \quad (3)$$

생산의 구조는 노동이 유일한 생산요소이고 규모에 대한 수확불변을 가정한다. 기업의 일자리에 고용된 한 단위의 노동력이  $y$  만큼의 생산을 하고 공석의 일자리를 가지고 있는 기업은 구인비용(vacancy cost)  $h$ 를 부담한다. 근로자와 결합이 된 일자리에서는  $y$ 만큼의 가치를 생산하여 임금( $=w$ )를 제외하면  $y-w$ 만큼의 이익을 발생시킨다. 먼저, 기업은 생산성 충격을 경험하는데 그 충격은 일자리의 생산성을 변화시켜서 일자리를 지속 또는 소멸시킨다. 그 결과 일자리가  $q$ 의 확률로 소멸되면 기업과 근로자의 결합은 해체되고 근로자는 실업 상태로 진입한다. 따라서 기업의 관점에서 일자리와 근로자가 결합되었을 때 기업이 얻는 소득의 현재 가치는 다음과 같은 벨만 방정식(Bellman Equation)으로 표현될 수 있다.

$$r\Pi_e = y - w + q(\Pi_v - \Pi_e) \quad (4)$$

반면에 기업이 빈 일자리를 유지하는 경우에 대한 방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$r\Pi_v = -h + m(\theta)(\Pi_e - \Pi_v) \quad (5)$$

공석을 유지하면서 기업은  $h$ 만큼의 구인비용을 지불하고  $m(\theta)$ 의 확률로 공석이 실업자와 결합되어  $\Pi_e - \Pi_v$ 만큼의 가치를 창출하게 된다.

노동시장에서 자유진입(Free Entry)을 가정하면 기업들은 공식으로부터

$$\frac{h}{m(\theta)} = \frac{y-w}{r+q} \quad (6)$$

터 얻는 지대가 소멸되도록 공석의 수를 유지할 것이므로 (4)의  $\Pi_v = 0$  이라고 두면 다음의 조건을 얻을 수 있다.

노동시장의 다른 측면인 근로자의 관점에서 직면하는 의사결정은 다음과 같이 정리된다. 근로자는 취업과 실업 둘 중 하나의 상태에 놓이게 되는데 실업자가 취업이 되었을 때 얻는 기대소득의 현재 가치는 다음의 벨만 방정식으로 표현된다.

$$rV_e = w + q(V_u - V_e) \quad (7)$$

반면 공공부문과 민간부문이 있는 노동시장에서 실업자가 갖는 기대소득의 현재가치는 다음 방정식을 만족시킨다. 실업자는 실업상태에서 편익  $z$ 를 얻는데 이는 실업보험금, 취업을 하지 않는 대신 가사노동을 통한 편익, 여가활동에서 얻는 수익 등을 포함한다.

$$rV_u = z + [g + \theta m(\theta)](V_e - V_u) \quad (8)$$

임금은 일단 결합이 된 일자리에서 근로자가 생산하는 잉여를 대상으로 하는 내쉬협상(Nash Bargaining)에 의하여 결정된다고 가정하는데 이는 기업과 근로자의 잉여(surplus)의 가중치가 극대화되도록 임금이 결정됨을 의미한다. 그 결과 빈 일자리와 구직자가 결합된 일자리에서 발생하는 잉여가치를 기업과 근로자가 일정한 비율로 분배하여 갖게 되고 새로운 생산성충격이 발생할 때마다 임금은 다시 협상을 통하여 결정된다. 임금결정의 내쉬 협상과정은 아래의 극대화문제로 표현된다.  $\gamma$ 는 협상과정에서 근로자들의 협상력(Bargaining power)을 나타내고  $S$ 는 일자리결합으로 인하여 기업과 근로자에 발생하는 잉여의 합을 의미한

$$\max_w (V_e - V_u)^\gamma (\Pi_e - \Pi_v)^{1-\gamma} \quad (9)$$

$$\text{where } S = V_e - V_u + \Pi_e - \Pi_v$$

$$V_e - V_u = \gamma S \quad , \quad (10)$$

$$\Pi_e - \Pi_v = (1-\gamma)S$$

다. 다음 극대화문제 (9)의 일계조건은 (10)식으로 도출된다.

임금협상에 대한 내쉬 균형조건과 위에서 다룬 가치방정식을 이용하여 자유진입조건을 고려한 다음의 임금방정식을 얻을 수 있다.

$$w = rV_u + \gamma(y - rV_u) \quad (11)$$

실업자의 기대 효용을 표현한 (8)을 위의 임금방정식에 대입하면 공공 부문 고용을 고려한 노동시장의 임금방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$w = z + \Gamma(\theta, g)(y - z)$$

$$\text{with } \Gamma(\theta, g) = \frac{\gamma[r + q + g + \theta m(\theta)]}{r + q + \gamma[g + \theta m(\theta)]} \quad (12)$$

(2)와 (3)을 이용하면 공공부문 취업 확률  $g$ 를  $L_g$ 와  $\theta$ 의 함수로 나타낼 수 있으며 이렇게 구한  $g = L_g[q + \theta m(\theta)] / (1 - L_g)$ 를 위의 임금방정식에 대입하면 공공부문 고용이 지역 노동시장 임금에 미치는 영향을 살펴볼 수 있다.

$$w = z + \hat{\Gamma}(\theta, L_g)(y - z)$$

$$\text{with } \hat{\Gamma}(\theta, L_g) = \frac{\gamma[r(1 - L_g) + q + \theta m(\theta)]}{r + q + \gamma\theta m(\theta) - L_g[r + q(1 - \gamma)]} \quad (13)$$

구인배율  $\theta$ 와 임금  $w$ 로 표현되는 좌표공간에서 노동시장 균형 상태는 임금곡선(WC)과 (6)으로 나타나는 노동수요(LD)의 접점에서 결정되는데 후자는  $L_g$ 에 영향 받지 않는다. 반면 위의 임금방정식을 통하여 구인배율  $\theta$ 가 주어져 있을 때 공공부문 고용이 증가할수록 임금 수준 또한 상승함을 확인할 수 있다. 협상 임금의 상승은 기업의 생산 비용의 증대로 이어져 노동 수요를 줄일 유인으로 작용할 수 있다. 그러나 동시에 임금이 상승함에 따라 지역 내 재화 및 서비스의 수요가 늘어나는 소득 효과가 발생하면 기업은 수요 변화에 대응하기 위하여 노동 수요를 늘릴 수도 있다. 노동 수요의 반응 양상은 산업별 특성에 따라 다르게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 따라서 본 모형의 해석에 있어서 일반 균형 효과를 간과하지 않도록 주의해야 할 것이다.

### III. 데이터와 추정방법

#### 데이터

본 논문에서는 통계청에서 매년 2회 실시하는 지역별 고용조사 A형의 2013년에서 2017년까지의 자료를 사용한다. 지역별 고용조사는 지역 고용정책 수립에 필요한 시·군·구 단위의 고용현황을 파악할 수 있는 기본 통계를 생산, 제공한다는 목적 하에 만 15세 이상 인구를 모집단으로 전국 10,000여개 조사구의 약 200,000 가구를 표본으로 삼고 조사한다. 그 중 A형은 시군 단위의 지역 정보와 중분류의 산업 정보를 제공한다. 15세 이상 인구의 미시 원자료를 지역별 고용조사의 가중치를 이용하여 지역 단위의 총량(aggregate) 데이터로 가공하였다. 지역별 고용조사는 공공부문 근로 여부에 대한 문항이 없으므로 산업 대분류를 이용하여 산업 부문을 구분하였다. 공공부문은 산업 대분류 상의 공공행정, 국방 및 사회보장행정(O)과 교육서비스업(P)으로 정의하였으며 민간부문은 Faggio & Overman(2014)의 분류를 따라 광업, 전기 및 수도 공급업, 국제 및 외국기관 부문(B, D, E, U)을 제외한 공공부문이 아닌 산업으로 정의하였다. 이상의 네 가지 산업 부문을 제외한 이유는 민간부문 중에서도 공공재를 생산하거나 공공부문에 의하여 규제받을 것으로 여겨지기 때문이다. Faggio & Overman(2014)을 비롯한 선행연구는 공공부문을 UN 국제표준산업분류(이하 ISIC)에 따라 공공행정, 국방 및 사회보장행정(O)과 교육서비스업(P), 보건업 및 사회복지 서비스업(Q)로 정의하였다. 본 논문에서 보건업 및 사회복지서비스업(Q)을 제외한 이유는 2015년 통계청에서 실시한 공공부문 일자리 통계에서 공공부문 일자리 233만 6천개를 산업 대분류에 따라 분류한 결과, 보건업은 전체의 3%에 불과한 반면 나머지 두 산업은 각각 49.5%와 29.9%로 전체의 79.4%를 차지하였기 때문이다. 민간부문은 교역재와 비교역재로 나눌 수 있는데 2013년 총 교역액 중 각 산업이 차지하는 비중을 기준으로(Dustmann et al., 2014)

상위 세 개 부문인 제조업(C), 도매 및 소매업(G), 운수 및 창고업(H)은 교역부문으로 정의하였으며 건설업(F) 및 숙박 및 음식점업(I)를 포함하는 12개 산업은 비교역 부문으로 분류하였다. 본 연구에서는 근로자 수에 미친 영향 분석에서 더 나아가 전일제 일자리 수(Full-Time Equivalent, FTE)를 사용하여 근로시간 증감 등을 반영한 내연적 한계(intensive margin)를 살펴보고자 하였다. 전일제 일자리 수는 지역의 지난 1주간 근로시간을 총합한 후 주당 44시간 근무를 전일제 근무로 규정하여 계산하였다. 임금 변수로는 지역별 고용조사에서 제공하는 최근 3개월간 세금 공제 전의 월평균 임금을 근로시간으로 나눈 시간당 실질임금을 사용하였다. <표 1>은 2013년부터 2017년까지의 지역 평균 인구를 가중치로 적용한 샘플의 기초 통계량이다.

<표 1> 기초통계량

	평균	표준편차	최소값	최대값
(단위: 만, %)				
<b>공공부문</b>				
고용량	16.3	21.7	0.1	58.7
비율	0.11	0.02	0.05	0.26
고용기여분	0.01	0.01	-0.06	0.08
임금	1.45	0.13	0.64	1.88
<b>민간부문</b>				
고용량	129.4	168.2	0.5	454.8
비율	0.89	0.02	0.74	0.95
고용기여분	0.05	0.07	-0.1	0.62
임금	1.13	0.16	0.75	1.84
<b>교역재 부문</b>				
고용량	51.3	61	0.1	165.5
비율	0.38	0.09	0.08	0.61
고용기여분	0.01	0.03	-0.1	0.27
임금	1.15	0.18	0.65	1.89
<b>비교역재 부문</b>				
고용량	78	107.8	0.3	289.3
비율	0.52	0.09	0.32	0.87
고용기여분	0.04	0.04	-0.09	0.35
임금	1.11	0.17	0.75	1.86
관측치 수	158			



## 추정모형

본 연구에서는 지역별로 공공부문 고용 변화량이 다르다는 점에 착안하여 공공부문 확대의 인과적 효과를 추정하고자 한다. 이러한 방법은 Card(2009)에서 이민자가 미국의 인구 변화에 미친 영향을 추정함에 있어서 주별로 이민자의 구성과 비율이 다르다는 점을 이용한 것과 유사하다. Faggio & Overman(2014)에서는 이러한 방법을 이용하여 영국 지역 노동시장에서 공공부문의 고용효과를 추정한 바 있다. 구체적으로  $t$ 시점에서 지역  $r$ 의 총 고용을  $EMP_{r,t}$ 라고 할 때 그 값은 민간부문 고용량인  $PRV_{r,t}$ 와 공공부문 고용량  $PUB_{r,t}$ 의 합이 된다. 따라서 2013년부터 2017년까지 민간부문 총 고용 변화율은 다음과 같이 민간부문 총 고용에 대한 각 부문의 기여분(contribution)의 합으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} & \frac{EMP_{r,2017} - EMP_{r,2013}}{EMP_{r,2013}} \\ &= \frac{PRV_{r,2017} - PRV_{r,2013}}{EMP_{r,2013}} + \frac{PUB_{r,2017} - PUB_{r,2013}}{EMP_{r,2013}} \end{aligned} \quad (14)$$

위의 항등 관계를 이용하여 공공부문 고용이 민간부문 고용에 미친 영향의 추정식을 다음과 같이 만들 수 있다.

$$\begin{aligned} & \frac{PRV_{r,2017} - PRV_{r,2013}}{EMP_{r,2013}} \\ &= \alpha + \beta \left( \frac{PUB_{r,2017} - PUB_{r,2013}}{EMP_{r,2013}} \right) + \gamma X + \epsilon \end{aligned} \quad (15)$$

$X$ 는 민간부문 고용 변화에 영향을 미칠 만한 지역별 인구사회학적 특성 등을 포함하는 통제변수 벡터이며  $\epsilon$ 은 오차항이다. 미시 원자료를 총량

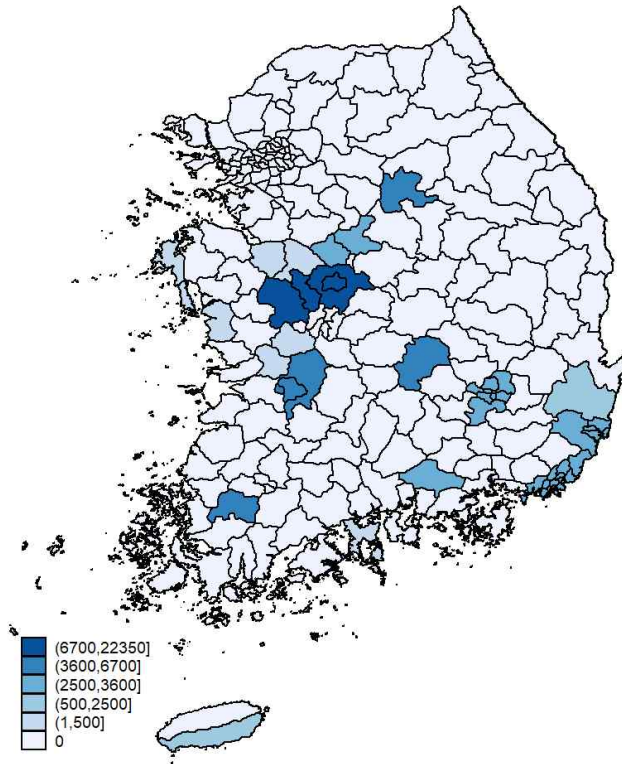
자료로 가공하여 추정하므로 모든 추정에 2013년에서 2017년까지의 지역별 평균 인구를 가중치로 사용하였다. 위 추정식은 민간부문 고용 변수를 좌변에 배치함으로써 지역 총 고용량을 종속변수로 두는 추정 방법(Card, 2009)에 비하여 공공부문 고용이 민간부문 고용에 미치는 영향을 명확하게 포착한다는 장점이 있다. 만약 상관계수  $\beta=0$ 이면 지역의 공공부문 고용 창출은 민간부문 고용에 아무런 영향을 미치지 않으며  $\beta>0$ 이면 공공부문 고용량이 1만큼 증가할 때 민간부문에는  $\beta$ 만큼 새로운 일자리가 생겨난다. 반면  $\beta<0$ 이면 공공부문 고용이 민간부문 고용을 구축함을 의미한다. 좌변의 민간부문 고용량을 교역재, 비교역재 부문의 고용량으로 대체하여 부문별로 다르게 나타나는 효과를 살펴볼 수 있다. 또한 좌변을 실업자, 경제활동인구 등으로 대체하면 공공부문 고용 확대에 의한 지역 노동시장의 노동 공급 변화 양상을 추정할 수 있다.

한편 공공부문 고용 변화가 종속변수인 민간부문 고용 변화에 영향을 미치는 각 지역의 관측할 수 없는 특성과 상관관계를 가진 경우 최소자승법을 이용한 추정치에 편의가 발생할 가능성이 크다. 민간부문 고용이 증가함에 따라 공공부문 고용 또한 늘어나면 최소자승법으로 추정한  $\beta$ 는 상향 편의(upward bias)를 가지게 된다. 반면 정책 당국이 민간부문 고용의 부진을 타개하기 위하여 공공부문 고용을 늘리면 두 부문의 고용량은 음의 상관관계를 가지므로  $\beta$ 는 하향 편의(downward bias)를 가질 것이다. 본 논문에서는 모든 회귀분석에 종속변수의 2009년부터 2012년까지의 선행 추세(pre-trend)를 통제하여 내생성(endogeneity)을 어느 정도 해결하고자 한다. 그럼에도 여전히 남아 있는 내생성을 제거하기 위하여 중앙부처 및 공공기관 지방 이전 계획인원을 도구변수로 이용한다.<sup>1)</sup> 공공기관 지방 이전 계획 및 행정중심복합도시 건설 계획은 수도권

---

1) 대부분의 선행연구에서는 Shift-Share 도구변수를 이용하였으나 본 논문에서는 사용하지 않았다. 초기 시점에서 구한 부문별 비율이 꾸준히 지속된다는 Shift-Share 도구변수의 기본 가정과는 달리 본 논문에서는 추정 기간 중에 공공기관 지방 이전 등의 정책 시행으로 인하여 지역별 공공부문 비율이 급격하게 달라졌을 가능성이 존재하기 때문이다.

과밀 현상 해소 및 국토 균형 발전을 목적으로 2005년에 수립, 발표되었다. 국토교통부 산하 국가균형발전위원회에서 2007년 12월부터 2012년 7월까지 부산, 대구 등을 비롯한 혁신도시 10곳과 세종특별자치시를 비롯하여 총 19개 지역에 157개 기관, 약 64,820명에 대한 이전 계획을 승인하였다.<sup>2)</sup>



[그림 2] 지역별 중앙부처 및 공공기관 이전 계획 인원

그 후 공기업 선진화 방안 등으로 공공기관 통폐합 및 부설기관 독립에 따른 신규 지정으로 총 153개 기관이 이전 대상이며 2019년 3월 기준 그 중 152개 기관의 약 63,000명이 이전을 완료하였다. <그림 3>은 공공부문의 고용 기여분과 도구변수 사이의 관계를 지역별로 나타낸 그림이

2) [그림 2] 참고.



지역별 고용조사는 임금 데이터를 제공하므로 공공부문 고용이 지역 임금수준에 미친 영향을 추정할 수 있다. 만약 어떤 지역의 민간부문 시간당 평균 임금을 아래의 함수와 같이 나타낼 수 있다고 하자.

$$\ln(w_{r,t}) = \rho \ln(PUB_{r,t}) + \alpha_r + \delta_t + e_{r,t} \quad (16)$$

위의 식을 차분하면 다음의 식을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} & \ln(w_{r,t}) - \ln(w_{r,t-1}) \\ &= \rho(\ln(PUB_{r,t}) - \ln(PUB_{r,t-1})) + (\delta_t - \delta_{t-1}) + (e_{r,t} - e_{r,t-1}) \end{aligned} \quad (17)$$

위의 로그 차분식에서 좌변의  $\ln(w_{r,t}) - \ln(w_{r,t-1})$ 은 시간당 임금의 변화율이고 우변의  $\ln(PUB_{r,t}) - \ln(PUB_{r,t-1})$ 은 지역 r의 공공부문 고용변화율이다. 위의 추정식에서  $\tau_t = \delta_t - \delta_{t-1}$ ,  $u_{r,t} = e_{r,t} - e_{r,t-1}$ 라고 정의하면 임금 추정식은 다음과 같게 된다.

$$\Delta \ln(w_{r,t}) = \rho \Delta \ln(PUB_{r,t}) + \tau_t + u_{r,t} \quad (17)$$

이전 계획인원이 위의 식의 오차항과 상관관계가 없다면 이전 계획인원을 독립변수의 도구변수로 사용할 수 있을 것이다.

## IV. 분석 결과

### 민간부문 전체 고용효과

2013년부터 2017년까지 공공부문 고용량이 민간부문 고용량에 미친 영

향을 보이기 위해 추정식 (2)를 이용하여 <표 2>에서와 같은 회귀분석을 하였다. 모든 회귀분석에서 지역의 2013년 기준 실업률, 성별, 연령별, 교육수준별 인구 비율과 초기 시점의 지역 경기를 반영하는 실업률을 통제하였다. 또한, 인구가 늘어나면 공공부문과 민간부문 고용 모두 확대될 수 있으므로 2013년과 2017년의 인구변화율을 통제하였다. <표 2>의 (1) 열은 최소자승법을 이용하여 얻은 추정 결과인데, 공공부문 근로자 수가 100명 늘어나면 민간부문 근로자 수가 63명 감소한 것을 의미한다. (2) 열에서는 2013년 이전의 지역별 고용 추세를 통제하기 위하여 2009년부터 2012년까지의 민간부문 고용 기여분 변수를 추가하였다. 선행 추세를 통제하면 계수의 절대값 크기가 작아지는데 이는 정책 당국이 민간고용이 감소 추세인 곳에 공공부문 고용을 늘렸음을 뜻한다. 선행 추세를 통제하더라도 내생성은 여전히 남아 있으므로 (3), (4)열에서는 도구변수를 이용하여 공공부문 고용이 노동시장에 미치는 영향을 추정하였다. 공공기관 및 중앙부처 이전 계획인원을 도구변수로 이용하여 추정한 결과, 공공부문 근로자 수가 100명 늘어날 때 민간부문 근로자는 42명 줄어드는 것으로 나타났다. 도구변수를 이용한 추정 결과를 통해 최소자승법을 이용하여 추정한 효과가 하향 편의를 가지는 것을 알 수 있다. 이는 정책 당국이 민간부문 고용의 부진을 타개하기 위하여 공공부문 고용을 늘렸다는 것을 제시한다. 즉 (1)-(4)열의 결과를 종합하면 2013년부터 2017년까지 공공부문 고용이 민간부문 고용을 구축했으나 계수 효과의 크기가 1보다 작으므로 지역 노동시장의 총 고용은 증가했다는 결론을 내릴 수 있다.

본 논문에서는 신규채용, 해고를 통해 고용을 늘리거나 줄이는 외연적 한계(extensive margin)와 함께 근로시간이나 강도의 변화를 비롯한 내연적 한계(intensive margin)를 반영한 결과를 분석하고자 전일제 일자리 수(full-time equivalent employment, FTE)를 종속변수로 한 회귀분석도 수행하였다. <표 3>은 공공부문 고용이 민간부문 전일제 일자리 수에 미친 영향을 보여주고 있다. <표 3>의 모든 열에서 동일한 조건하

<표 2> 민간부문 총 근로자 수에 미치는 영향

	OLS		IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)
공공부문 고용	-0.7348*** (0.1490)	-0.6380*** (0.1487)	-0.5204** (0.2410)	-0.4212* (0.2430)
선행 추세		-0.1328*** (0.0446)		-0.1471*** (0.0449)
인구변화율	0.6219*** (0.0238)	0.6226*** (0.0232)	0.6045*** (0.0278)	0.6060*** (0.0269)
실업률	0.0035 (0.3470)	-0.0143 (0.3381)	0.0360 (0.3372)	0.0150 (0.3273)
상수항	-0.0128 (0.2185)	-0.1202 (0.2159)	0.0609 (0.2217)	-0.0607 (0.2151)
통계변수	O	O	O	O
관측치 수	158	158	158	158
$\overline{R^2}$	0.892	0.897		
F 검정통계량			81.41	77.57

주: (1),(2)열은 최소자승법을 이용한 추정치이고 (3),(4)열은 도구변수를 이용하여 얻은 추정치임. 종속변수는 전체 고용변화에서 민간부문 근로자 수의 기여분. 괄호 안의 수치는 표준오차. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

에 공공부문 고용이 민간부문 근로자 수에 미친 영향을 살펴본 <표 2>보다 계수의 절댓값이 크게 나타난다. 민간부문 전일제 일자리 수의 감소폭은 근로자 수의 감소폭보다 크게 나타나는데, 이것은 근로시간 감소 혹은 장시간 근로 일자리가 상대적으로 많이 감소했을 가능성을 제시한다.

### 산업의 특성별 고용효과

지금까지의 분석을 통하여 공공부문 고용 확대가 민간부문의 고용에 구축효과를 초래함을 확인할 수 있었다. 앞선 이론적 고찰에서 제시하였듯이 공공부문 고용 확대에 의한 지역 임금의 상승은 근로자에게는 소득효과를 발생시키지만 기업에게는 노동 수요를 줄일 유인이 된다. 공공부문 고용의 파급효과는 소득효과와 산업별 지역 수요의 비중에 따라 다르

<표 3> 민간부문 총 전일제 일자리 수에 미치는 영향

	OLS		IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)
공공부문 고용	-1.3983*** (0.2937)	-1.3068*** (0.2959)	-1.8557*** (0.4759)	-1.7981*** (0.4805)
선행 추세		-0.1286* (0.0716)		-0.1081 (0.0711)
인구변화율	0.5825*** (0.0469)	0.5816*** (0.0465)	0.6195*** (0.0549)	0.6203*** (0.0543)
실업률	1.1193 (0.6843)	0.9858 (0.6832)	1.0500 (0.6658)	0.9348 (0.6619)
상수항	1.3368*** (0.4309)	1.0324** (0.4600)	1.1796*** (0.4377)	0.9170** (0.4540)
통계변수	O	O	O	O
관측치 수	158	158	158	158
$\overline{R^2}$	0.722	0.726		
F 검정통계량			81.41	79.74

주: 괄호 안의 수치는 표준오차. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

게 나타날 수 있다. 이러한 점에 착안하여 본 절에서는 민간부문을 교역재 부문과 비교역재 부문으로 나누어 분석하고자 한다. 교역재 부문은 초기 시점인 2013년 기준으로 국가 총 수출입액 중 해당 산업이 차지하는 비중이 높은 상위 세 개의 산업군인 제조업(C), 도매 및 소매업(G), 운수 및 창고업(H)으로 정의하였고 건설업(F) 및 숙박 및 음식점업(I) 등을 포함하는 12개 산업은 비교역재 부문으로 분류하였다.<sup>4)</sup>

<표 4>는 공공부문 고용의 효과를 교역재 부문과 비교역재 부문 각각에서 추정된 결과를 보여주고 있다. 최소자승법을 이용하여 종속변수를 각 부문별 근로자 수로 두고 추정한 (1), (2)열은 앞서 예측한 바와 같이 지역 수요의 비중이 낮은 교역재 부문에서는 구축효과가 나타났다. 한편 지역 수요가 높을 것으로 예상되는 비교역재 부문에서는 추정치의 크기가 매우 작고 통계적으로도 유의하지 않게 나타났다. (3), (4)열은 민간

4) Dustmann et al. (2014)



부문 총 고용 분석과 마찬가지로 내생성을 제거하기 위하여 이전 계획 인원을 도구변수로 사용하여 추정한 결과이다. 공공부문 고용이 100명 늘어날 때 교역재 부문의 근로자는 100명 가까이 감소하였으며 비교역재 부문에서는 48명이 늘어났다. 비교역재 부문에서 긍정적인 고용효과가 나타난 것은 소득효과로 늘어난 재화 및 서비스의 수요의 증가에 대응하기 위해 노동 수요를 늘렸음을 의미한다.

<표 4> 부문별 근로자 수에 미치는 영향

	OLS		IV	
	(1) 교역재	(2) 비교역재	(3) 교역재	(4) 비교역재
공공부문 고용	-0.6161*** (0.1127)	0.0035 (0.1470)	-0.9607*** (0.1863)	0.4885** (0.2389)
선행 추세	-0.0794 (0.0537)	-0.1883*** (0.0514)	-0.0687 (0.0533)	-0.2233*** (0.0528)
인구변화율	0.2929*** (0.0179)	0.3299*** (0.0230)	0.3206*** (0.0214)	0.2925*** (0.0271)
실업률	0.6560** (0.2726)	-0.5249 (0.3413)	0.6192** (0.2699)	-0.4101 (0.3419)
상수항	0.3890** (0.1672)	-0.4990** (0.2115)	0.2765 (0.1723)	-0.3501 (0.2180)
통제변수	0	0	0	0
관측치 수	158	158	158	158
$\overline{R^2}$	0.758	0.740		
F 검정통계량			80.70	86.37

주: 괄호 안의 수치는 표준오차. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

또한, 생산 비용의 증대를 소비자 가격의 인상으로 충당하는 소비자 가격이전이 서비스업을 비롯한 비교역재 부문에서 더욱 용이하게 이루어졌을 가능성도 존재하며(Bobeica et al. 2019) 추후 지역별 물가 데이터를 이용하여 확인할 예정이다. 도구변수로 추정된 결과는 부문별로 상이한 편의(bias)를 가진다. 교역재 부문의 추정치는 상향 편의를 가지고 있으므로 공공부문과 교역재 부문이 정(+)의 상관관계를 가지는 것을 알

수 있다. 공공부문 서비스를 지역 내에서 이루어지는 비교역재의 성격을 가진 것이라고 간주할 때 이러한 결과는 미국의 교역재 부문의 추가 고용이 비교역재 부문에 승수효과를 가지는 것을 보인 Moretti(2010)와 일맥상통한다. 한편 비교역재 부문의 추정치는 하향 편의를 가지고 있으며 정책 당국이 민간 비교역재 부문의 고용 부진을 타개하기 위하여 공공부문 고용을 늘렸음을 의미한다.

전일제 일자리를 종속변수로 하여 산업별 특성에 따라 비교해 보아도 교역재 부문에서 전일제 일자리 감소폭이 훨씬 큰 것으로 나타났다. 민간부문 총 전일제 일자리 수 분석과 동일하게 공공부문 고용이 근로자 수보다 전일제 일자리에 미친 효과의 크기가 더 큰 것으로 나타난다. 흥미로운 것은 공공부문 고용이 비교역재 부문의 전일제 일자리를 감소시킨다는 점이다. 공공부문 고용이 증가할 때 근로자 수가 늘어나는 양상을 보인 것을 감안하면 비교역재 부문에서의 근로시간의 감소 및 시간제 일자리가 증가를 추측할 수 있다. 지금까지의 결과를 종합하면 임금 수준의 상승에도 지역 수요 비중이 높은 비교역재 부문에서는 소득 효과가 발생하여 노동 수요가 늘어났으며 소득효과 없이 임금 상승으로 생산 비용의 증대에 직면한 교역재 부문에서는 근로자 규모가 감소했다는 결론을 내릴 수 있다.

## 민간부문 임금에 미친 영향

본 논문에서 제시하는 공공부문 고용이 민간부문 고용에 영향을 미치는 핵심 경로는 공공부문 일자리 확대에 의한 지역 임금 수준의 상승이다. 앞서 제시한 임금 추정식을 추정하여 공공부문 고용이 실제로 민간부문의 임금에 유의한 영향을 미치는지 검증해보고자 한다. <표 6>에서는 공공부문 고용변화율이 민간부문의 시간당 임금의 변화율에 미친 효과를 추정해 본 결과를 제시하였다. 종속변수는 지역 평균 시간당 임금의 로그 차분이며 독립변수는 공공부문 고용의 로그 차분이다. 본 논문에서 제시하는 메커니즘이 현실을 반영한다면 추정치는 양의 값을 가질 것이

<표 5> 부문별 전일제 일자리 수에 미치는 영향

	OLS		IV	
	(1) 교역재	(2) 비교역재	(3) 교역재	(4) 비교역재
공공부문 고용	-0.8161*** (0.1748)	-0.4589** (0.1993)	-1.3492*** (0.2889)	-0.3918 (0.3101)
선행 추세	-0.2115*** (0.0672)	-0.1611*** (0.0610)	-0.1980*** (0.0666)	-0.1646*** (0.0598)
인구변화율	0.2900*** (0.0278)	0.2912*** (0.0314)	0.3329*** (0.0332)	0.2859*** (0.0357)
실업률	0.6977 (0.4282)	0.1530 (0.4617)	0.6443 (0.4238)	0.1662 (0.4450)
상수항	0.8087*** (0.2609)	0.1081 (0.3044)	0.6366** (0.2685)	0.1251 (0.2982)
통제변수 관측치 수	0 158	0 158	0 158	0 158
$\overline{R^2}$	0.633	0.654		
F 검정통계량			80.62	88.57

주: 괄호 안의 수치는 표준오차. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

다. 모든 추정에 지역의 실업률, 성별, 연령, 교육수준별을 포함하는 인구 사회학적 특성을 종속변수의 형태와 같이 두 년도 간 차분 값으로 통제하였으며 선행 추세를 통제하기 위하여 2009년부터 2012년까지의 임금변화율을 통제하였다.

추정 결과, 공공부문 고용과 민간부문 임금 사이에는 정(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 모든 열에서 최소자승법보다 도구 변수를 통해 얻은 추정치가 더 큰 것은 민간부문 임금 상승율이 낮은 곳에 공공부문 고용을 늘렸음을 뜻한다. 교역재 부문보다 비교역재 부문에서 임금 상승폭이 더 높은 것으로 나타났다. 이전 계획 인원을 도구 변수로 하여 추정하면 공공부문 근로자 수가 10% 늘어나면 전체 민간부문과 비교역재 부문의 시간당 임금은 각 2.0%, 2.5% 상승하고, 교역재 부문에서도 정(+)의 효과가 나타났으나 효과의 크기가 작았으며 통계적으로 유의하

<표 6> 시간당 임금에 미치는 영향

	OLS			IV		
	(1) 민간부문	(2) 교역재	(3) 비교역재	(4) 민간부문	(5) 교역재	(6) 비교역재
공공부문 고용	0.0808** (0.0321)	0.0482 (0.0439)	0.0741** (0.0318)	0.2082** (0.0844)	0.1281 (0.1113)	0.2522*** (0.0868)
선행 추세	-0.0017 (0.0639)	0.1436* (0.0772)	0.1006 (0.0631)	-0.0316 (0.0672)	0.1255 (0.0785)	0.0875 (0.0671)
실업률	-0.0331*** (0.0101)	-0.0380*** (0.0138)	-0.0096 (0.0100)	-0.0351*** (0.0103)	-0.0392*** (0.0135)	-0.0119 (0.0107)
상수항	0.0856*** (0.0210)	0.0875*** (0.0275)	0.0345* (0.0199)	0.0979*** (0.0226)	0.0952*** (0.0285)	0.0446** (0.0215)
통제변수	0	0	0	0	0	0
관측치 수	158	158	158	158	158	158
$\overline{R^2}$	0.223	0.133	0.309			
F 검정통계량				25.32	25.22	25.95

주: 종속변수는 2013년과 2017년의 시간당 임금 로그 차분. 괄호 안의 수치는 표준오차. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

지 않았다. 임금 추정식을 추정한 결과, 공공부문 고용이 민간부문의 시간당 임금의 상승에 기여한다는 본 연구의 기본 가설을 실증적으로 검증할 수 있었다. 임금의 상승은 기업의 생산 요소 비용의 증대로 이어져 민간부문 고용을 구축할 수 있다. 그러나 임금이 오르고 생산 비용의 상승분을 상쇄할 만큼의 수요 증대가 발생하면 고용을 늘리기도 한다. 실제로 비교역재 부문에서 교역재 부문보다 임금 상승률이 더 높았음에도 고용변화율이 크게 나타난 앞선 결과를 고려할 때 비교역재 부문의 소비자 수요가 대폭 증가했을 것이라고 추측할 수 있다. 한편 종속변수가 시간당 임금의 변화율인 점을 고려하면 교역재 부문의 임금 수준이 더 높기 때문에 변화율이 낮게 나타날 가능성도 존재한다.

## 노동 공급 반응

앞서 전체 민간부문 분석에서 계수의 절댓값이 1보다 작았으므로 공공부문 고용이 늘어날 때 지역 노동시장의 총 고용은 증가함을 알 수 있었다. 총 고용이 늘어날 때 노동 공급의 반응은 크게 세 가지로 나타날 수 있다. 지역에 일자리가 늘어나면서 다른 지역으로부터 이주민이 늘어날 수 있고, 비경제활동인구가 경제활동에 참여할 수 있으며 마지막으로 실업자가 줄어들 수도 있다. 이주하지 않고 다른 지역에서 통근하는 근로자의 규모가 늘어날 가능성도 있지만 지역별 고용조사의 데이터로 통근 패턴을 분석하는 것은 제한적이므로 제외하였다.

<표 7>의 (1), (4)열은 공공부문 고용의 증가가 지역의 15세 이상 인구 증가에 유의한 영향을 가지는 것을 보여주고 있다. 공공부문 근로자가 100명 늘어날 때 지역의 15세 이상 인구는 300명 이상 늘어나게 되는데 그 이유로는 가족 단위의 인구 유입의 증가를 추론할 수 있다.<sup>5)</sup> (2), (5)열에서는 공공부문 고용이 경제활동인구를 늘렸음을 제시한다. 지역 임금 상승이 비경제활동인구에게 경제활동에 참여할 유인을 제공하여 경활 인구가 유입되었을 것으로 사료된다.

경활 인구가 늘어나면서 민간부문 근로자의 구성에도 변화가 생기기도 한다. 대표적으로 임금이 상승하면서 유보 임금이 높은 고학력 인구의 경제활동참여를 장려할 수 있다. 실제로 <표 8>을 보면 공공부문 고용량이 늘어나면 민간부문에서 전문대졸 이상 근로자의 비중이 높아지는 것으로 나타났다. 동시에 신규 채용 및 구조조정에서 상대적으로 저학력자를 비선호하는 현상이 발생했을 가능성도 생각해볼 수 있다. 한편 공공부문 고용은 실업에는 그다지 유의한 영향을 가져오지 않는 것으로 나타났다.

---

5) 종속변수를 기여분의 형태로 나타냈으므로 경제활동인구와 비경제활동인구에 미친 영향을 추정할 때 인구변화율을 통제하지 않으면 두 계수의 합은 15세 이상 인구 추정치와 같아진다.

<표 7> 노동 공급 반응에 미치는 영향

	OLS			IV		
	(1) 15세 이상 인구	(2) 경활인구	(3) 실업	(4) 15세 이상 인구	(5) 경활인구	(6) 실업
공공부문 고용	3.0286*** (0.4496)	0.2688* (0.1444)	-0.0693* (0.0369)	3.2957*** (0.6572)	0.4816** (0.2324)	-0.0548 (0.0591)
선행 추세	0.2142* (0.1194)	-0.1332*** (0.0412)	-0.0240 (0.0701)	0.2014* (0.1173)	-0.1418*** (0.0405)	-0.0220 (0.0675)
인구변화율		0.6439*** (0.0229)	0.0106* (0.0059)		0.6274*** (0.0264)	0.0095 (0.0068)
상수항	1.1257 (0.7466)	-0.2536 (0.2098)	-0.2536*** (0.0558)	1.2145* (0.7371)	-0.1839 (0.2115)	-0.2532*** (0.0556)
통제변수	0	0	0	0	0	0
관측치 수	158	158	158	158	158	158
$\overline{R^2}$	0.512	0.920	0.419			
F 검정통계량				111.8	81.39	80.85

주: 종속변수는 2013년에서 2017년의 15세 이상 인구, 경제활동인구, 실업 인구 차분값을 2013년의 총 고용으로 표준화한 기여분. 괄호 안의 수치는 표준 오차. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

## 강건성 검증

Faggio & Overman(2014)를 비롯한 여러 선행 연구에서 공공부문과 민간부문의 분류 기준의 모호함이 이슈가 되었다. 대부분의 문헌에서는 ISIC 분류상의 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(O), 교육 서비스업(P), 보건업 및 사회복지 서비스업(Q)을 공공부문으로 정의하였다. 본 논문에서는 2015년 통계청의 공공부문 일자리 통계를 참고하여 전체 공공부문의 49.5%와 29.9%를 차지하는 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(O), 교육 서비스업(P)을 공공부문으로 분류하였다.<sup>6)</sup> 그러나 교육서비스업(P)에는 사교육 부문도 포함되어 있으므로 완벽한 공공부문이라고는 할 수 없다. 따라서 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(O)만을 공공부문으로 하여

6) 공공부문 일자리 233만 6천개를 산업 대분류에 따라 분류한 결과, 보건업은 전체의 3%에 불과한 반면 나머지 두 산업은 각각 49.5%와 29.9%로 전체의 79.4%를 차지하였기 때문이다.

<표 8> 민간부문 대졸 이상 취업자 비율에 미친 영향

	OLS (1)	IV (2)
공공부문 고용	0.0582*** (0.0124)	0.0787*** (0.0250)
실업률	-0.0113** (0.0044)	-0.0106** (0.0043)
여성	0.1881* (0.1092)	0.2105* (0.1096)
연령 통제 상수항	0 0.0249*** (0.0055)	0 0.0227*** (0.0059)
관측치 수	158	158
$\overline{R^2}$	0.354	
F 검정통계량		46.42

주: 종속변수는 2013년과 2017년 대졸이상 취업자 비율 차분. 괄호 안의 수치는 표준오차. \*\*\*\*p<0.01, \*\*\*p<0.05, \*p<0.1

강건성 검증을 시도하였다. 앞서와 동일하게 근로자 수, 전일제 일자리 수, 임금에 대하여 분석을 수행하였다. 본 분석 결과와 비교하면 계수의 크기가 다르기는 하지만 부호는 동일하게 나타난다. 따라서 공공부문을 더욱 엄격하게 정의하더라도 앞서와 동일하게 민간부문 고용을 구축하며 구축 경로로 지역 임금수준의 상승을 제시할 수 있다.

본 논문의 주요 분석 결과는 2013년부터 2017년 사이의 다양한 차분값을 이용하여 공공부문이 지역 노동시장에 미치는 영향을 다룬다. 1년 단위의 단기효과를 추정하지 않은 것은 선행 연구들과 마찬가지로 공공부문에 고용 변화가 지역 전체의 노동시장 균형에 반영되기 위해서는 시간이 필요하다고 판단했기 때문이다. 그러나 기간이 길어질수록 고용의 변화는 공공부문 확대 이외에 다양한 요인으로부터 영향을 받을 가능성이 높아지기 때문에 추정 기간을 2년 단위로 단축하여 추정해보고자 한다. <표 10>은 연도 고정효과와 지역 고정효과를 통제하여 추정한

<표 9> 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(O) 부문 고용이 민간부문에 미친 영향

	근로자 수		전일제 일자리 수		시간당 임금	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
공공부문 고용	-0.5666** (0.2322)	-0.0949 (0.4074)	-1.880*** (0.4803)	-2.853*** (0.8388)	0.0106 (0.0244)	0.1273** (0.0531)
선행 추세	-0.1380*** (0.0419)	-0.1542*** (0.0424)	-0.1144 (0.0723)	-0.0919 (0.0721)	-0.0201 (0.0673)	0.0192 (0.0781)
실업률	0.0023 (0.3418)	0.1104 (0.3411)	0.9170 (0.7164)	0.7123 (0.7113)	-0.0310** (0.0146)	-0.0426*** (0.0141)
인구변화율	0.6400*** (0.0213)	0.6263*** (0.0229)	0.5675*** (0.0441)	0.5968*** (0.0478)		
상수항	-0.1364 (0.2120)	-0.0676 (0.2118)	1.1661** (0.4669)	1.0536** (0.4607)	0.1172*** (0.0178)	0.1450*** (0.0220)
관측치 수	158	158	158	158	158	158
$\overline{R^2}$	0.907		0.721		0.186	
F 검정통계량		64.13		64.93		36.45

2013-2015년, 2015-2017년의 공공부문 고용의 효과를 보여주고 있다. 추정 기간을 단축하면 추정치의 크기와 다소 달라지기는 하지만 공공부문 고용은 여전히 구축효과를 가져오는 것으로 나타난다. 다만 임금 추정치를 비롯하여 전반적으로 통계적 유의성이 떨어진다는 점을 통해 추정 기간이 충분히 확보되어야 노동시장의 경직성을 반영한 추정치를 얻을 수 있음을 추론할 수 있다.



<표 10> 민간부문에 미친 영향 (2년 단위 기준)

	근로자 수		전일제 일자리 수		시간당 임금	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
공공부문 고용	-0.8697*** (0.1589)	-0.8125*** (0.1577)	-1.2626*** (0.2762)	-1.3187*** (0.2734)	0.0283 (0.0383)	0.0438 (0.0357)
선행추세		-0.0901** (0.0357)		0.0943** (0.0412)		-0.3380*** (0.0686)
실업률	1.5223*** (0.4172)	1.2822*** (0.4207)	0.1582 (0.7251)	0.3372 (0.7190)	-0.0036 (0.0112)	-0.0041 (0.0104)
인구변화율	0.6456*** (0.0461)	0.6641*** (0.0459)	0.8099*** (0.0802)	0.7896*** (0.0795)		
상수항	-3.3032** (1.4350)	-3.2152** (1.4098)	-0.9566 (2.4940)	-1.5464 (2.4719)	0.0433 (0.0265)	0.0677*** (0.0251)
관측치 수	316	316	316	316	316	316
$\overline{R^2}$	0.796	0.804	0.831	0.835	-0.167	-0.00786

## V. 결론

본 논문에서는 지역별 고용조사 2013년에서 2017년까지의 자료를 이용하여 158개의 지역에서 공공부문 고용이 민간부문 노동시장에 미친 영향을 추정하였다. 추정 결과, 공공부문 근로자 수가 100명 늘어날 경우 민간부문 전체 근로자 수는 42명 감소하며 시간당 임금은 상승하는 것으로 나타났다. 공공부문 고용 창출이 늘어나면 임금 협상 과정에서 근로자의 협상력이 상승함에 따라 지역 임금 수준이 높아지고, 이는 노동 수요를 감소시키는 요인이 되기 때문이다. 그러나 부문별 특성에 따라 고용 효과의 크기가 달라지는데 지역 수요의 비중이 낮은 교역재 산업에서는 구축효과가 크게 나타난 반면 비교역재 산업에서는 수요 증대로 인한 고용의 승수효과를 확인할 수 있었다. 본 연구에서는 공공부문 고용의 내연

적 효과(intensive margin)를 분석하기 위하여 민간부문의 전일제 일자리 수에 미치는 영향도 추정하였다. 전일제 일자리 감소폭은 근로자 수 감소폭보다 더 크게 나타났으며 이를 통해 근로시간의 감소 혹은 장시간 일자리 소멸의 가능성을 추측해볼 수 있다. 공공부문 고용의 확대가 민간부문 고용을 구축할 수 있다는 점은 정책 당국이 공공부문 일자리 창출 정책을 수립, 시행하기에 앞서 비용편익을 면밀히 분석하여야 한다는 점을 시사한다.

지금까지의 분석 결과는 158개 지역의 평균 효과에 대한 것이므로 국가를 하나의 노동시장으로 상정할 때 공공부문 고용 창출이 국가 전체에 어떠한 효과를 미쳤는지에 대한 분석은 사실상 어려우며 얻을 수 있는 함의가 한정적일 수 있다. 그러나 노동시장 활성화 정책을 수립할 때 공공부문 고용이 지역 노동시장 전반에 미칠 수 있는 효과와 부문별 이질성을 실증적으로 보여준다는 점에서 의의를 가진다.

## 참고문헌

- 허식·이성원(2007). 공공부문과 민간부문간 임금격차에 관한 연구. *산업경제연구*, 20(6), 2539-2558.
- Afonso, A., & Gomes, P. (2014). Interactions between private and public sector wages. *Journal of Macroeconomics*, 39, 97-112.
- Algan, Y., Cahuc, P., & Zylberberg, A. (2002). Public employment and labour market performance. *Economic Policy*, 17(34), 7-66.
- Auricchio, M., Ciani, E., Dalmazzo, A., & De Blasio, G. (2017). The consequences of public employment: evidence from Italian municipalities. *Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) No, 1125*.
- Behar, M. A., & Mok, M. J. (2013). Does Public-Sector Employment Fully Crowd Out Private-Sector Employment? (No. 13-146). *International Monetary Fund*.
- Bobeica, E., Ciccarelli, M., & Vansteenkiste, I. (2019). The link between labor cost and price inflation in the euro area.
- Boeri, T., Nicoletti, G., & Scarpetta, S. (2000). Regulation and labour market performance. *Regulatory reform and competitiveness in Europe*, 1, 324-380.
- Borjas, G. J. (2002). The wage structure and the sorting of workers

into the public sector (No. w9313). National Bureau of Economic Research.

Burdett, K. (2012). Towards a theory of the labor market with a public sector. *Labour Economics*, 19(1), 68–75.

Cahuc, P., Carcillo, S., & Zylberberg, A. (2014). *Labor economics*. MIT press.

Card, D. (2009). How immigration affects US cities. *making cities Work: prospects and policies for Urban America*, 158–200.

Card, D. (2009). Immigration and inequality. *American Economic Review*, 99(2), 1–21.

Dustmann, C., Fitzenberger, B., Schönberg, U., & Spitz-Oener, A. (2014). From sick man of Europe to economic superstar: Germany's resurgent economy. *Journal of Economic Perspectives*, 28(1), 167–88.

Edin, P. A., & Holmlund, B. (1997). Sectoral structural change and the state of the labor market in Sweden. *Structural Change and Labour market Flexibility*, 89–121.

Faggio, G., & Overman, H. (2014). The effect of public sector employment on local labour markets. *Journal of urban economics*, 79, 91–107.

Jefferson, C. W., & Trainor, M. (1996). Public sector relocation and regional development. *Urban Studies*, 33(1), 37-48.

Jofre-Monseny, J., Silva, J. I., & Vázquez-Grenno, J. (2018). Local labor market effects of public employment. *Regional Science and Urban Economics*.

Moretti, E. (2010). Local labor markets (No. w15947). National Bureau of Economic Research.

\_\_\_\_\_ Local multipliers. *American Economic Review*, 100(2), 373-77.

Petrongolo, B., & Pissarides, C. A. (2001). Looking into the black box: A survey of the matching function. *Journal of Economic literature*, 39(2), 390-431.

Senftleben-König, Charlotte, (2014). Public Sector Employment and Local Multipliers, No 2014010, Working Papers, Berlin Doctoral Program in Economics and Management Science (BDPEMS).

Abstract

**Effect of Public Sector Employment on  
Local Labor Markets:  
Evidence from Korea**

Oh Suhyeon  
Department of Economics  
The Graduate School  
Seoul National University

This paper examines the effects of public sector employment (PSE) on private sector employment between 2013 and 2017. The public sector includes public administration and defense, compulsory social security (O), and education (P) according to the broad structure employed by the International Standard Industrial Classification (ISIC). Using regional employment data at the city level, I found that when PSE increases by 100, total private sector employment decreases by approximately 42, which implies that creating PSE crowds out private sector employment. Moreover, the effects of PSE vary depending on the proportion of local demand. The crowding-out effect is dominant in the tradable sector, whereas the multiplier effect is observed in the non-tradable sector. By estimating the effect of PSE on local wages, I suggest that the rise in wages results in the crowding-out effect.

**Keywords:** public sector employment, local labor market

**Student Number:** 2017-24919